# 区域技术市场发展对创新的驱动作用

## ——来自2002—2015年省级面板数据的实证分析

庄子银[1],段思淼[2]

(1.武汉大学 经济与管理学院,湖北 武汉 430072;2.复旦大学 经济学院,上海 200433)

**摘 要**:利用我国2002—2015年省级面板数据,考察技术市场对创新的影响,研究区域研发环境与技术创新的协同作用。首先,通过构建GMM模型稳健性检验,发现在控制物质资本、人力资本、制度因素、R&D投入、FDI、对外贸易、市场化程度等各种影响因素后,技术市场对创新具有显著影响,且对技术含量较高的发明专利的影响弹性最大;其次,通过交互项检验和门槛回归,发现R&D物质资本和人力资本对技术市场存在两个门槛,跨越门槛将增加技术市场的边际创新产出;再次,技术市场发展对各类专利贡献率的测度结果显示,发达地区技术市场对发明专利的贡献最大。据此提出加速我国技术市场发展、因地制宜改善区域研发环境、进一步强化技术市场驱动高质量创新发展等政策建议。

**关键词**:技术市场;创新;广义矩估计;门槛回归;贡献率

**DOI**:10.6049/kjjbydc.2018010704

**中图分类号**:F713.584　　**文献标识码**:A　　**文章编号**:1001-7348(2018)15-0029-10

# The Impact of Regional Technology Market on Innovation

## ——The Empirical Analysis on Chinese Provincial Panel Data from 2002 to 2015

Zhuang Ziyin[1],DuanSimiao[2]

(1.School of Economics and Management,Wuhan University,Wuhan 430072,China;
2.School of Economics,Fudan University,Shanghai 200433,China)

**Abstract**:This paper goes into the impact of technology market on innovation with the provincial panel data of China from 2002 to 2015. We also study the synergy between regional R&D environment and innovation. Firstly, we construct GMM model and conduct detailed robustness test, and find that the technology market has a significant impact on innovation when controlling the factors such as physical capital, human capital, institutional factors, R&D investment, FDI, foreign trade, marketization degree and etc, and has the hugest impact on invention patent. Secondly, through interaction test and threshold regression, we find that R&D material capital and human capital have two thresholds to the technology market. Crossing each threshold will increase the marginal innovation output of the technical market. Thirdly, there is an optimal scope of intellectual property protection, when technology markets' effect is the greatest. Beyond this range, the elasticity of technology markets' influence on innovation tends to decrease. Finally, we calculate the contribution rate of technology market. We find that only in developed technology market, the contribution rate of technology markets to invention patent is the greatest. In conclusion, it is necessary to speed up the technology market development in China. Besides, it is a wise choice to improve regional research and development environment according to local conditions.

**Key Words**:Technology Market;Innovation;Generalized Method of Moments;Threshold Regression;Contribution Rate

## 0 引言

党的十九大报告明确提出"深化科技体制改革,建立以企业为主体、市场为导向、产学研深度融合的技术创新体系"。从具体措施看,2014年国务院出台《关于促进市场公平竞争维护市场正常秩序的若干意见》,要求提高市场监管质量,鼓励公平竞争;2017年中办国办联合印发《关于创新政府配置资源方式的指导意见》,着力解决政府配置资源中市场价格扭曲、配置效率低下等问题。在此背景下,伴随近年来专利申请量的爆发式增长,我国技术市场呈现良好发展势头,2015年全国技术市场成交总额达9 368.32亿元,比上年增长

**收稿日期**:2018-05-03
**基金项目**:国家社会科学基金重大招标项目(13&ZD020);国家自然科学基金项目(71273201);湖北省软科学重点项目(2017ADC010)
**作者简介**:庄子银(1968—),男,江西吉安人,博士,武汉大学经济与管理学院教授、博士生导师,研究方向为经济增长和技术创新;段思淼(1994—),女,江苏扬州人,复旦大学经济学院硕士研究生,研究方向为技术创新与金融创新。

16.04%。

根据谭开明等[1]的研究，技术市场对创新的驱动可以划分为初始阶段的市场导向和技术可行性导向、研发阶段的技术支持和全方位服务、成果转化阶段的价值实现和应用推广，以及创新实现后的自我增强和循环激励。总之，技术市场通过连接技术供求两端、传递技术供给信息、拉动技术需求、降低创新风险、强化创新激励等，为技术创新提供全过程、专业化服务。但从现实情况看，我国技术市场还存在总体规模偏小、科技成果转化率低、法律法规保障不足、科技服务发展滞后、信用体系不完善等突出问题，技术市场远远没有跟上专利增长步伐。一方面，由于缺乏市场的合理指引，产出了大量无法有效转化的专利；另一方面，不少企业和个人交易意识淡薄，许多技术成果被闲置，阻碍了创新的良性健康发展。可见，大力促进专利技术市场化，充分发挥技术市场的创新驱动功能，乃是当务之急。

## 1 文献回顾与评述

现有文献从理论和实证两个角度考察技术市场对创新的作用。其中，理论方面着重探讨技术市场对创新的作用机制，即完善的技术市场一方面为技术创新提供所需外部知识，另一方面激励企业根据市场需求开展技术创新。

就技术市场为技术创新提供外部知识而言，有数据显示，外部资源在创新投入中占 34%～65%。Hauknes [2]指出，创新活动离不开对新知识的依赖，新技术知识的产生既需要组织内部的科研支持，又需要组织外部的相互接触。由于各科研单位和企业拥有的知识、信息不同，它们之间的交流并非通畅无阻，需要借助科技中介机构降低交流成本。Alexander and Franz [3]利用欧洲创新体系的研发项目数据论证了科技中介机构作为科学界和产业界沟通的桥梁，有助于新知识产生、扩散和应用，而科技中介机构对技术创新的推动正是通过技术市场实现的。Granstrand 等 [4]的研究表明，网络经济下制造企业很少完全依靠内部研发，而是通过技术市场获得所需的外部知识。在知识经济时代，知识创造者和知识购买者有了具体分工。企业发展所需的创新成果可以通过技术市场获得，从而弥补自有创新不足。

从激励企业根据市场需求开展技术创新的角度，Schmookler [5]考察了各类潜在市场的创新活动，创造性提出市场牵引模式的创新理论。Baark [6]基于 Schmookler 的理论对中国进行研究，将技术商业化定义为公司通过研发、制造、销售，把技术思想转化为可用产品和服务的能力，其中，中国的技术商业化还包括技术转移、委托研发等内容，中国政府可以通过市场化政策促进市场牵引模式的创新。谭开明等 [1]揭示了技术市场与技术创新的互动发展机理：技术市场连接大量技术商品的供给和需求，通过高效的信息交流平台方便创新主体感知市场动向，提升技术供给意愿，同时，刺激技术需求，从供求两端推动技术创新；反过来，技术创新又会推动技术市场从质量提升和规模扩张两方面进一步繁荣发展，进而实现技术市场与技术创新的良性互动。

实证方面，国外文献侧重关注技术市场发展对相关行业或部门创新的影响。Chatterji [7] 发现，当医疗器械技术市场受到冲击时，医疗器械行业创新效率大幅下降，原本依赖医师能力的高质量创新也变成了低质量创新。Serrano-Domingo G and Cabrer-Borrás B [8]使用空间计量方法，研究部门间技术输入输出带来的溢出效应，得出直接和间接技术溢出对创新效率与企业生产率影响系数的一致性估计，而部门间的技术溢出和技术转移可以有效促进生产率提高。Lakshman 等 [9]利用结构方程模型分析发现，市场需求能显著提升公司创新能力，而内部目标模糊会减弱技术市场需求与公司创新能力的关联性，因此公司应当有明确的创新目标，同时，平衡市场导向创新和技术导向创新。

国内部分学者从宏观角度就技术市场的创新驱动作用进行实证检验。刘和东 [10]对 1991－2003 年我国大中型工业企业数据开展协整检验，发现两者之间存在长期稳定的均衡关系。金为民 [11]在其研究基础上，将数据范围扩展至 1987－2007 年，进一步进行协整检验和格兰杰因果检验，指出技术市场在滞后 1～2 年内对推动企业研发和技术创新最为有效。这些研究的不足之处在于忽略了我国技术市场的不平衡性，仅使用时间序列数据进行分析，无法通过面板数据捕捉到技术市场对创新能力影响的区域差异性。

也有学者把技术市场作为影响创新的调节变量之一。周琼琼等 [12]研究了市场行为对科技资源配置与技术创新能力的影响，将市场投资和市场项目设为模型调节变量，选取指标包括社会投资、银行贷款、利用外资、自筹资金，以及从市场上获得的企业委托项目、自主开发项目等间接反映技术市场发达程度的指标。王怀祖等 [13]从省际技术引进与省域自主创新能力关系角度，研究技术合同流入对创新的影响，忽略了企业技术成果市场化对技术创新的显著激励和促进作用。

还有学者把技术市场成交额作为知识产权保护的代理变量。胡凯等 [14]研究了技术交易成交总额占 GDP 的比值对技术创新的影响，采用我国 1997－2008 年省际面板数据进行系统广义矩估计及门槛回归。该方法具有一定合理性，但由于技术市场更多作为一种市场化机制，需要在控制好法律政策、执法力度等制度因素的前提下，单独研究其对技术创新的作用。在胡凯等的基础上，许水平等 [15]基于 2000－2011 年我国省级面板数据，就技术市场对专利的影响进行分位数回归，并分别对发明专利、实用新型专利、外观设计专利作回归分析，发现技术市场发展与区域创新能力呈显

著正相关。与此类似，赵志娟等[16]利用技术内生增长理论，分析技术市场作为要素市场，实现创新资源最优配置、促进区域创新能力提升的影响机理，并利用我国 2006－2010 年区域面板数据构建固定效应模型，进行假设验证。但事实上，知识产权制度因素对技术创新的影响显著，此外，FDI、对外贸易、财政支持等也与技术创新活动密切相关，而上述研究仅控制了劳动要素和资本要素变量，忽视了这些控制变量，未把技术市场从其它因素中剥离出来，没有考虑到技术创新对技术市场发展的逆向溢出作用及产生的变量内生性问题。

归纳起来，国内外文献主要存在以下问题：①缺乏对不完善技术市场背景的深度研究；②忽略了由于变量遗漏和因变量反作用引起的内生性问题，以及异方差和序列相关问题，导致固定效应模型的参数估计不准确且不一致；③没有将所有的影响变量加以控制，技术市场对创新的影响有可能是由模型中未考虑的解释变量造成的，由此得出的区域技术市场促进技术创新的结论缺乏说服力；④大多数文献在理论分析部分承认技术市场作用的发挥需要完善的区域研发环境作为支撑，却未利用计量模型对该论点进行实证检验；⑤技术市场对创新的实际贡献率有待量化测定。

本文将在前人研究基础上，立足区域技术市场制度，利用我国 2002－2015 年省级面板数据，考察技术市场对创新的影响。同时，努力克服既有研究的局限性，在控制物质、人力、制度等各种潜在影响因素的前提下，构建广义矩估计（GMM）模型，选取国内专利申请量（项）作为区域技术创新活动的代理变量，并按照发明、实用新型、外观设计 3 种不同专利类型分别进行研究，探讨技术市场发展对区域技术创新的推动作用；然后加入各种可能影响技术创新的因素作为控制变量，调整因变量为 R&D 投入经费支出，进行多次回归，以保证模型稳健性；在此基础上，通过交互项检验和门槛效应检验，探讨各区域研发环境与技术市场的协同作用有何差异，并尝试运用计量方法估算技术市场对各类专利增长的贡献率，进而提出因地制宜发展技术市场及完善配套研发环境的政策建议。

## 2　指标选取、模型构建与计量检验

### 2.1　指标选取与模型构建

技术市场涉及技术开发、技术转让、技术咨询、技术服务等诸多内容，鉴于本文着重研究技术市场对创新的影响，因此直接把技术市场视为一个整体来对待。所有名义变量都以 1998 年为基准，平减为实际变量，并取对数。

（1）因变量：技术创新。考虑到专利授权滞后性，本文选择专利申请量（lnzl）作为技术创新指标。考虑到不同类别专利的用途和质量有所不同，一方面，相比之下，发明专利质量最高，另一方面，外观设计专利申请量的影响因素与另两类专利并不完全一致。所以，在对专利申请量（lnzl）回归的同时，对发明专利（lnfm）、实用新型专利（lnsyxx）、外观设计专利（lnwg）分别回归，有助于考察技术市场对不同质量创新的影响，以及区别各控制因素对三类专利的不同影响。

（2）解释变量：技术市场成交额。技术市场发展对科技人员创新的激励效果很大程度上取决于技术成果的出售能给其带来的收益。尽管技术市场成交额与技术市场发展程度不能完全等同，但其代表了各类技术交易活动的成果，可以作为研究技术市场对创新驱动效果的定量化指标。按地域划分，技术市场成交额有流出地域和流入地域之别，本文采用流出地域的技术合同成交额（lnrtech）作为技术创新的解释变量。在进行模型稳健性检验时，增加流入地域的技术合同成交额（lnrtechin），观察其影响。

（3）控制变量：影响技术创新的因素很多，主要有 R&D 物质资本投入、R&D 人力资本投入及制度因素。在 R&D 物质资本投入方面，地区 GDP 作为 R&D 物质资本投入的基础，与其存在一定比例关系，故采用实际 GDP（lnrgdp）作为衡量 R&D 物质资本投入的指标；在 R&D 人力资本投入方面，使用各省市研究与发展人员全时当量（lnlabor）测算；在制度因素方面，参考吴超鹏等[17]的研究，以 2002－2011 年的《中国城市竞争力报告》为依据。由于该调查于 2012 年停止，为使本文研究体现最新动态，且各地知识产权保护水平相对稳定，故 2012－2015 年延用 2011 年数据。

除上述代表性变量外，在稳健性检验中还考虑了更多变量影响。①在 R&D 物质资本投入方面，按照 5%的折旧率计算永续盘存法测算 R&D 物质资本（lnrcap），并加入 R&D 经费内部支出（lnrRD）作为稳健性检验指标；②在 R&D 人力资本投入方面，考虑到研发人员全时当量影响不显著，借鉴何小洲等[18]的研究，替换为普通高等学校在校学生数占总人口之比（lnedu）；③在制度因素方面，加入地方政府科技活动财政支出占 GDP 的比值（lnczzc）。此外，加入各省实际利用外商直接投资、对外贸易市场化程度等指标。各指标含义见表 1。

（4）模型构建。根据选定的指标构建对数形式的柯布－道格拉斯函数。考虑到技术创新对技术市场发展反作用而引发的内生性问题，对技术市场成交额取滞后一期。基于技术创新对技术市场发展反作用的滞后性，即 t 期创新可能对 t＋1 期技术市场带来影响，把技术市场滞后，也就是选择研究第 t－1 期技术市场因素对因变量的影响，这种反作用带来的内生性就可以被消除一大部分。模型如下：

$$\mathrm{lnzl}_t = \beta_0 + \beta_1 \,\mathrm{lnrtech}_{t-1} + \beta_2 \,\mathrm{lnrgdp}_t + \beta_3 \,\mathrm{lnlabor}_t + \beta_4 \,\mathrm{b}hld_t + \beta Z_t + \varepsilon_t \tag{1}$$

其中，Z 代表其它控制变量，在作稳健性检验时加入。当因变量为 lnfm. lnsyxx. lnwg 时，模型基本设定不变。

由于广义矩估计(GMM)放宽了宏观经济模型中许多常见的假设,如随机误差项的异方差性、自相关性、解释变量间的相关性、弱工具变量等,可以克服内生性问题带来的估计结果偏差与不一致问题,因此本文将构建 GMM 模型进行结果分析。

### 2.2 数据描述性分析

研究基于 25 个省市 2002－2015 年的面板数据,剔除了贵州、西藏、甘肃、青海、宁夏和新疆六省区数据。六省区 2002－2015 年的专利申请量之和仅占全国总量的 1%～2%,因此剔除后对本文研究影响甚微。数据来源为各省市《统计年鉴》、《科技统计年鉴》、《人口与就业统计年鉴》,以及中国社科院的《中国城市竞争力报告》。所有数据均保持一致的统计口径。

关于数据质量:首先,科技局对每项专利申请进行备案,并纳入《科技统计年鉴》;其次,国家给予企业技术交易合同金额相应的税收优惠,使公司有动力开展技术交易合约登记认定;再次,R&D 人员全时当量为统计局官方统计数据,技术市场成交额和 GDP 值已对通货膨胀因素经过处理,保证了数据可靠性;最后,作为制度因素的知识产权保护力度较难测度,现有研究大多停留在国家层面,本文以中国社科院大规模问卷调查所得数据为依据,以反映各省知识产权保护真实状况。

本文使用 Stata 12.0 软件。对选取变量进行描述性分析,结果如表 2 所示。在进行对数化处理后,数据标准差较小,可作后续回归分析。

**表 1 指标选取**

| 变量分类 | 变量含义 | 变量符号 | 指标选择 | 可能的替换指标 |
|---|---|---|---|---|
| 因变量 | 技术创新 | lnzl | 专利申请量 | R&D 投入内部支出 |
| | | lnfm | 发明专利申请量 | |
| | | lnsyxx | 实用新型专利申请量 | |
| | | lnwg | 外观设计专利申请量 | |
| 解释变量 | 技术市场化程度 | lnrtech | 实际技术市场成交额 | 技术市场成交合同数 |
| 核心控制变量 | 物质资本投入 | lnrgdp | 实际 GDP | 永续盘存法测算的 R&D 物质资本<br>R&D 经费内部支出 |
| | 人力资本投入 | lnlabor | R&D 人员全时当量 | 普通高等学校在校学生数占总人口的比值 |
| | 制度因素 | bhld | 知识产权保护力度 | 地方政府科技活动财政支出占 GDP 的比值 |
| 其它控制变量 | 外商直接投资 | lnfdi | 实际利用外商直接投资 | |
| | 对外贸易 | lnopen | 进出口总额占 GDP 的比值 | |

**表 2 变量描述性统计**

| 变量名 | 变量含义 | 单位 | 观测数 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| lnzl | 专利申请量 | 项 | 350 | 9.70 | 1.43 | 5.93 | 13.13 |
| lnfm | 发明专利申请量 | 项 | 350 | 8.41 | 1.49 | 4.70 | 11.95 |
| lnsyxx | 实用新型专利申请量 | 项 | 350 | 8.83 | 1.38 | 4.91 | 11.95 |
| lnwg | 外观设计专利申请量 | 项 | 350 | 8.27 | 1.55 | 4.63 | 12.45 |
| lnrtech | 实际技术市场成交额 | 亿元 | 350 | 3.60 | 1.53 | －1.65 | 7.80 |
| lnlabor | R&D 人员全时当量 | 万/人年 | 350 | 10.94 | 1.04 | 6.74 | 13.16 |
| lnrgdp | 实际 GDP | 亿元 | 350 | 9.09 | 0.80 | 6.52 | 10.92 |
| bhld | 知识产权保护力度 | | 350 | 0.67 | 0.13 | 0.15 | 1.00 |

### 2.3 计量检验

通过一系列检验,发现模型存在组内序列相关、组间截面相关、异方差以及内生性问题,导致普通的固定效应以及随机效应模型的 t 统计量和 F 统计量失效,使模型系数估计不可靠,而 GMM 模型能有效解决以上问题。

## 3 协整检验与回归分析

### 3.1 单位根与协整检验

为防止出现伪回归,需要进行面板单位根检验。在检验前,对每组变量进行去均值处理,以消除个体效应。结果显示,除知识产权保护力度外的原始变量均不平稳,故对所有不平稳变量取一阶差分,使所有变量达到平稳状态,各变量均为一阶单整。鉴于专利总量和分类别的专利数与技术市场成交额均满足一阶单整,可以进行协整检验。协整检验结果表明,技术市场成交额与技术创新的 4 个专利指标之间存在长期稳定均衡关系,因此可以展开回归分析。

### 3.2 各类专利回归分析

基于数据具有异方差和序列相关性,在进行 GMM 估计时,使用异方差且序列相关一致(HAC)的样本矩。在异方差和序列相关形式未知时,需要开展两步 GMM:第一步回归,获得一致但非有效的估计量,得出残差 $\hat{u}_t$,并计算出协方差矩阵 $\Sigma$ 的估计值 $\hat{\Sigma}$;第二步,利用 $\hat{\Sigma}$ 以及前定变量和工具变量矩阵 W,得出可行、有效的 GMM 估计量为:

$$\hat{\beta}_{FGMM} = (X^T W \Sigma^{-1} W^T X)^{-1} X^T W \Sigma^{-1} W^T y \quad (2)$$

系数在异方差及序列相关情况下稳健的标准误

为：

$$Var(\hat{\beta}_{FGMM}) = n\ (X^{T}W\hat{\Sigma}^{-1}W^{T}X)^{-1} \tag{3}$$

在独立同分布条件不满足以及模型存在异方差性的情况下，使用 Kleibergen-Paap 的 rk LM 以及 rk Wald 统计量进行识别不足检验，并利用 Hansen-J 统计量检验工具变量（包括外生解释变量）的外生性。此外，对可能存在的内生性变量进行内生性检验，考虑到 Hausman 检验仅适用于同方差情形，本文采用适用于异方差情形的统计量，找到 GMM 模型的内生变量，并对选出的内生变量及其内生性检验结果进行报告，具体见表 3。工具变量的选取要求在控制其它解释变量后，与模型的扰动项不相关且与内生变量相关，故使用滞后一期、二期或三期变量作为工具变量。在将外观设计专利作为因变量时，由于外观设计专利并不能反向促进技术市场，检验结果显示所有变量均不存在内生性，因此使用异方差稳健标准误下的固定效应模型进行回归。表 3 显示，各类检验结果确认了工具变量与内生解释变量的相关性，以及所有工具变量（包括外生解释变量）与扰动项不相关。

此外，除外观设计专利外，矫正 $R^2$ 均在 90%左右。从回归结果可知，技术市场成交额对专利总量以及各类专利均有显著正效应，其中，对发明专利的影响弹性最大，说明技术市场交易额对创新性最强的发明专利影响显著。相反，尽管实际 GDP 对 4 个因变量也有显著正效应，但对发明专利的影响弹性最小。可见，技术市场发展比物质资本投入更能促进高质量创新。在人力资本投入方面，R&D 人员全时当量除对实用新型专利有正向影响外，对专利总量和其余两类专利在 10%的水平下均没有显著影响，这和胡凯等（2012）[14] 的结论不一致，可能是因为近几年研发部门大量引进海归人才、强化科研人员竞争机制等举措取得了一定成效，R&D 人员投入的边际产出不再为负，但目前人员投入的增长仍未对创新产生显著正影响。在制度方面，知识产权保护力度对专利总量、发明与实用新型专利产生显著正向影响。

将控制变量依次添加，保留所有存在显著性且没有显著降低模型整体显著性（F 值）的变量，结果如表 4 所示。

可以看出，实际技术市场成交额一直对专利数量具有显著正影响。同时，高等学校学生数占比、R&D 物质资本存量、R&D 经费内部支出、实际利用外商直接投资、进出口总额占 GDP 的比值对专利数量均具有显著正向影响，而政府科技财政支出、市场化程度则未对专利数量产生显著影响。此外，实际技术市场流入额对专利数量不存在显著影响，验证了解释变量选择的合理性。

**表 3　回归模型**

| 因变量 | 专利总量 | 发明专利 | 实用新型专利 | 外观设计专利 |
|---|---|---|---|---|
| 模型 | GMM | GMM | GMM | FE |
| L. lnrtech | 0.175** | 0.236*** | 0.151** | 0.235* |
| | (0.005) | (0.000) | (0.004) | (0.055) |
| lnrgdp | 0.934*** | 0.873*** | 0.974*** | 0.949** |
| | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.008) |
| lnlabor | 0.342 | 0.264 | 0.314* | 0.404 |
| | (0.178) | (0.133) | (0.060) | (0.318) |
| lnbhld | 23.42*** | 159.8*** | 72.90** | −62.07* |
| | (0.000) | (0.000) | (0.005) | (0.019) |
| cons | −3.444** | −3.567** | −4.103*** | −5.483** |
| | (0.003) | (0.002) | (0.000) | (0.004) |
| F | 392.4 | 99.87 | 178.8 | 41.84 |
| $R^2$ | 0.911 | 0.882 | 0.920 | 0.781 |
| 内生变量 | lnrgdp | lnrgdp | lnrgdp | |
| 内生性检验统计量 | 4.698* | 10.062** | 4.060 | |
| | (0.030 2) | (0.000 15) | (0.043 9) | |
| LM 统计量 | 4.739* | 6.028* | 6.102* | |
| | (0.093 5) | (0.049 1) | (0.047 3) | |
| Wald 统计量 | 2 775.5 | 10 048.0 | 972.9 | |
| Hansan 统计量 | 0.161 | 0.249 | 1.083 | |
| | (0.688) | (0.618) | (0.298) | |

注：上表括号内数字为系数显著性检验的 p 值。* 表示 $p<0.1$，** 表示 $p<0.01$，*** 表示 $p<0.001$，下同

## 4　模型稳健性检验

通过变更数据为人均变量，更改自变量（技术市场成交额）、剔除异常值、划分研究时间、划分研究区域等方式，检验模型稳健性。

### 4.1　变更数据为人均变量

基于上文的总量变量回归分析，现将各省专利申请量、实际技术市场成交额、实际 GDP、R&D 物质资本存量、FDI 等变量除以该省当年常住人口，得到人均值，比例变量不变，依次加入各个控制变量，显示实际技术市场成交额一直保持对专利数量的显著正向影响。

在使用人均值后，模型解释变量的显著性稍有变化：R&D 物质资本存量、政府财政科技支出、实际利用外商直接投资、进出口总额占 GDP 的比值对专利数量存在显著正向影响，而 R&D 经费内部支出、市场化程度对专利数量没有显著影响。

### 4.2　更改解释变量

各省市技术市场成交合同数可以反映技术市场交易规模，所以将解释变量替换为各省市技术市场成交合同数，重新回归。依次加入各个控制变量，回归结果表明，实际技术市场成交额一直保持对专利数量的显著正向影响。篇幅所限，不再报告稳健性检验回归结果。

在使用合同数后，模型解释变量的显著性与原来

基本一致。其中,高等学校学生数占比、政府财政科技支出、R&D 物质资本存量、R&D 经费内部支出、实际利用外商直接投资、进出口总额占 GDP 的比值对专利数量具有显著正向影响,而市场化程度则未对专利数量产生显著影响。

### 4.3 其它稳健性检验

北京的技术市场交易额远高于其它地区,可能源于其是我国首都以及技术市场先驱者的特殊地位,而海南省的专利申请量和技术市场成交额均为最低,说明尚缺乏完善的技术市场机制。剔除这两个数据异常的省市,重新进行回归。根据国家统计局数据,2010 年是我国技术市场成交额和专利申请量加速增长的拐点,故将研究时间划为 2002-2009 和 2010-2015 两个阶段,分别进行回归。可以看出,技术市场成交额保持对专利申请量的显著正向影响(限于篇幅,略去稳健性检验结果)。

## 5 区域研发环境与技术市场促进创新的协同作用

李恒毅[22]认为,技术市场通过与其它相关因素相互作用,协调发展,构成有机的技术创新生态系统。充分发挥技术市场加快创新成果产业化、降低创新风险的功能,需要配合完善的区域研发环境。

根据张战仁[23]的研究,区域研发产业环境主要包括需求、供给和制度等方面要素。①需求环境。市场需求是研发产业发展的原始动力,在研发需求形成过程中,地区经济水平具有决定性意义。一方面,雄厚的经济基础为研发提供资金支持,另一方面,与经济发展同步的产业结构升级带来研发压力,推动研发产业发展。本文选用各地区 GDP 作为地区经济发展的代表指标;②供给环境。研发产业是集资本密集和知识密集为一体的产业,区域研发环境优化需要在研发物质资本投入和人力资本投入方面提供强大的资源保障。本文选用地区 GDP 指标,前文解释了地区 GDP 与 R&D 物质资本投入存在一定重叠关系,因此再加上 R&D 人力资本投入,以对供给环境进行评价;③制度环境。良好的制度环境有利于明晰产权界限,建立健全统一开放、竞争有序的市场体系,提高研发资源配置效率,维护契约交易公平,使企业创新动力得到充分激励,研发成果得到充分尊重。本文选用知识产权保护力度作为制度环境的衡量指标。

**表 4 增加解释变量的模型稳健性检验结果**

| 因变量 | lnzl | lnzl | lnzl | lnzl | lnzl | lnzl | lnzl | lnzl |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 模型 | GMM | GMM | GMM | FE | GMM | GMM | GMM | GMM |
| L. lnrtech | 0.243*** | 0.136* | 0.239*** | 0.111* | 0.121* | 0.113* | 0.110* | 0.111* |
| | (0.000) | (0.061) | (0.000) | (0.097) | (0.063) | (0.045) | (0.072) | (0.073) |
| lnrgdp | 1.236*** | 0.711*** | 1.234*** | 0.668* | 0.782*** | 0.734*** | 0.745*** | 0.724*** |
| | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.014) | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) |
| lnlabor | | | | | | | | |
| lnbhld | 53.28*** | 30.43 | 24.37* | 44.20* | 57.00** | 49.13* | 49.76* | 36.61 |
| | (0.001) | (0.150) | (0.018) | (0.071) | (0.007) | (0.055) | (0.048) | (0.157) |
| lnedu | 19.59*** | -2.011 | 16.60* | 1.620 | 4.410 | | | |
| | (0.001) | (0.868) | (0.037) | (0.892) | (0.469) | | | |
| lnrcap | | 0.486** | | | | | | |
| | | (0.009) | | | | | | |
| lnczzc | | | 35.08 | | | | | |
| | | | (0.157) | | | | | |
| lnrRD | | | | 0.532* | 0.356** | 0.405** | 0.406** | 0.380*** |
| | | | | (0.028) | (0.004) | (0.002) | (0.002) | (0.001) |
| lnrfdi | | | | | 0.106** | 0.084 5* | 0.086 4* | 0.075 6* |
| | | | | | (0.008) | (0.055) | (0.051) | (0.090) |
| lnopen | | | | | | 0.070 1* | 0.072 2* | 0.063 4 |
| | | | | | | (0.095) | (0.092) | (0.245) |
| lnmkt | | | | | | | -0.185 | |
| | | | | | | | (0.841) | |
| L. lnrtechin | | | | | | | | 0.080 7 |
| | | | | | | | | (0.449) |
| F | 236.2 | 156.9 | 208.6 | 94.87 | 7 295.9 | 200.0 | 173.2 | 7 653.3 |
| $R^2$ | 0.908 | 0.919 | 0.909 | 0.921 | 0.998 | 0.928 | 0.928 | 0.998 |
| 各类检验 | 通过 | 通过 | 通过 | 通过 | 通过 | 通过 | 通过 | 通过 |

现将区域研发环境细分为地区经济环境(R&D 物质资本投入)、R&D 人力资本投入以及制度因素 3 个方面,通过交互项检验和门槛检验,考察区域研发环境与技术市场促进创新的协同作用。

### 5.1　交互项检验

分别将实际技术市场成交额与实际 GDP、R&D 人员全时当量、知识产权保护力度交互，研究技术市场与区域研发环境如何对技术创新产生协同影响，结果见表 5(a)－(c)。研究结果显示 LM 检验、Wald 检验以及 Hansen 检验均通过。在不影响研究问题的前提下，为简洁起见，不再报告控制变量系数和检验结果。

首先，实际技术市场成交额与实际 GDP 的交互项均为正向影响，且除了因变量实用新型专利外，其余均在 10％的水平下显著，说明当区域 R&D 物质资本投入增加时，技术市场能更好地发挥促进创新的功能。这是因为物质资本是 R&D 的基础，投入增加将带来创新规模扩大，这种规模效应能提高交易技术向创新成果转化的效率，从而带来更多创新产出。

其次，R&D 人员全时当量本身未对专利数量产生显著正向效应，但它与实际技术市场成交额的交互项均为正向影响，且除了因变量实用新型专利外，其余均在 10％的水平下显著。与 R&D 物质资本相同，当区域 R&D 人力资本投入增加时，技术市场能更好地促进技术创新。研发人员在技术市场中发挥技术创造、技术评估、技术吸收、技术再创造的重要作用。与基本模型结论相比，这种研发人员投入的边际创新产出不显著却在技术市场中能增加创新产出的现象，更加说明技术市场在技术创新中的核心地位。

最后，虽然知识产权保护力度对专利数量具有显著正向效应，但是其与实际技术市场成交额的交互项对专利数量的影响有正有负且均不显著。庄子银[24]研究发现，存在一个最优的知识产权保护强度，该强度在发达地区和发展中地区不同。知识产权保护力度能否对创新产生影响，取决于该区域现有的知识产权保护水平，需要通过门槛检验加以研究。

### 5.2　门槛效应检验

考虑到不同地区研发环境的差异性，其与技术市场的协同效果也可能不同。当区域研发环境不完善时，技术交易不能对研发形成激励，或者这种激励不能带来创新产出的显著增加，只有当区域研发环境达到一定水平后，技术市场才能有效促进技术创新。

**表 5(a)　交互项检验——实际 GDP**

| 调节变量 | 实际 GDP | | | |
|---|---|---|---|---|
| 因变量 | 专利总量 | 发明专利 | 实用新型专利 | 外观设计专利 |
| L. lnrtech | 0.141** | 0.000 83 | 0.116* | 0.117 |
| | (0.006) | (0.991) | (0.069) | (0.130) |
| lnrgdp | 0.979*** | 1.094*** | 0.968*** | 0.936* |
| | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.010) |
| L. lnrtech * L. lnrgdp | 0.016** | 0.018* | 0.0058 | 0.0188** |
| | (0.001) | (0.085) | (0.332) | (0.002) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| F | 86.65 | 209.04 | 174.3 | 24.62 |
| $R^2$ | 0.911 | 0.913 | 0.922 | 0.785 |

**表 5(b)　交互项检验——R&D 人员全时当量**

| 调节变量 | R&D 人员全时当量 | | | |
|---|---|---|---|---|
| 因变量 | 专利总量 | 发明专利 | 实用新型专利 | 外观设计专利 |
| L. lnrtech | 0.031 | 0.052 | 0.120* | －0.0827 |
| | (0.704) | (0.610) | (0.086) | (0.413) |
| lnlabor | 0.286 | 0.152 | 0.270 | 0.340 |
| | (0.213) | (0.432) | (0.120) | (0.405) |
| L. lnrtech * L. lnlabor | 0.017* | 0.021* | 0.0043 | 0.031** |
| | (0.015) | (0.023) | (0.450) | (0.001) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| F | 131.63 | 112.51 | 173.96 | 125.06 |
| $R^2$ | 0.915 | 0.997 | 0.922 | 0.789 |

**表 5(c)　交互项检验——知识产权保护力度**

| 调节变量 | 知识产权保护力度 | | | |
|---|---|---|---|---|
| 因变量 | 专利总量 | 发明专利 | 实用新型专利 | 外观设计专利 |
| L. lnrtech | 0.180* | 0.153* | 0.113* | 0.123 |
| | (0.019) | (0.033) | (0.051) | (0.310) |
| lnbhld | 44.016* | 126.028*** | 69.94* | －79.757** |
| | (0.095) | (0.000) | (0.010) | (0.003) |
| L. lnrtech * L. lnbhld | 0.119 | －0.018 | 0.067 | 0.258 |
| | (0.379) | (0.878) | (0.439) | (0.202) |
| 控制变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| F | 126.14 | 176.22 | 156.83 | 21.76 |
| $R^2$ | 0.910 | 0.911 | 0.922 | 0.692 |

首先，地区经济发展直接影响本地技术市场发育程度。技术开发活动离不开充裕的研发资金投入，技术需求随着经济产业结构优化特别是高新技术产业发展而日趋强烈，供求关系的繁荣推动科技中介进一步活跃，所有这一切都建立在地区经济发展基础上。当经济发展处于较低水平时，难以保证足够的物质资本投入科技研发，传统产业对高新技术的需求极为有限。只有当地区经济发展达到一定程度，才能提高本地技术市场发育水平，充分发挥技术市场促进技术创新的功能。

其次，R&D 人力资本投入有助于支持和保障技术市场促进技术创新的功能发挥。人是生产力中最活跃的因素，无论是在技术研发还是成果转化阶段，人力资本都是至关重要的，从市场调研、项目策划、人员培训、技术攻关、新产品开发设计，到技术成果进入市场的转化服务、科技咨询、售后跟踪、产品完善，从而形成现实的生产能力和经济效益，每一个阶段都需要充足的人力资本投入才能实现。当区域研发物质资本和人力资本投入较低时，技术市场由于缺少足够人力物力难以形成良好的创新激励机制。当物质资本和人力资本积累到一定程度后，就会带来技术进步和技术创新。拥有丰富人力资本的地区，对新知识、新技术、新工艺的模仿借鉴、吸收利用乃至突破创新能力就强，技术市场的运行效率也会越高，可以有效促进创新功能的发挥。所以，R&D 人力资本与物质资本一样，都存在对技术市场协同作用的门槛效应。

再次，关于制度因素中知识产权保护力度的双重门槛效应。政府加强知识产权保护可以通过两条途径

强化技术市场的功能：①由于知识产权的外部性，企业自身很难阻止他人的模仿行为，政府加强知识产权保护可以减少外部性问题，降低知识产权侵权风险；②研发活动具有信息不对称特征，如果能对知识产权侵权行为加大打击力度，技术供方就更愿意披露研发项目信息和未来前景给潜在需求者，从而减弱信息不对称状态，增大技术市场活跃度。当区域中知识产权保护力度较低时，技术市场由于缺少合理的保护机制无法正常运行，不能为创新提供必要动力。当知识产权保护达到一定程度，就会推动企业技术创新，这就是知识产权保护力度与技术市场协同的门槛效应。但过度的知识产权保护会导致"专利流氓"产生，他们本身并不制造专利产品，而是专门通过索要高额专利许可费或赔偿费来谋取暴利。"专利流氓"利用国家知识产权保护制度的漏洞限制市场竞争、阻碍创新，使知识产权保护制度的功能从传统的激励发明创造转变为金融投机。所以，知识产权保护力度与技术市场的协同可能存在第二重门槛效应。

以下将通过门槛效应检验，对区域研发环境与技术市场的协同效应作进一步验证。

借鉴 Hansen 的面板门槛模型，构建门槛模型如下：

$$lnzl_t = \beta_0 + \beta_1 lnrtech_{t-1} * I(X_{t-1} \leq \gamma_1) + \beta_2 lnrtech_{t-1} * I(\gamma_1 < X_{t-1} \leq \gamma_2) + \beta_3 lnrtech_{t-1} * I(X_{t-1} > \gamma_2) + \beta lnZ_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中，X 代表门槛变量，Z 代表控制变量。因变量为 lnfm、lnsyxx、lnwg 时，模型基本设定不变。这里构建的是双门槛模型，单门槛和三门槛与之类似，回归方式同样使用 Hansen 的格栅搜索法。考虑到该模型仅适用于无内生性情形，为避免内生性问题，把所有可能有内生性的自变量均取滞后项，内生性检验通过后再作回归。最后使用检验得出的门槛值，作异方差稳健标准误的固定效应回归。

门槛回归结果见表 6(a)－(c)。首先，实际 GDP 在不同门槛范围内，技术市场对各类专利都有显著正向影响，跨越每个门槛后，技术市场的边际产出增加，进一步验证了物质资本投入带来的规模效应。

**表 6(a) 门槛回归结果－实际 GDP**

| 门槛变量 | 实际 GDP | | | |
|---|---|---|---|---|
| 因变量 | 专利总量 | 发明专利 | 实用新型专利 | 外观设计专利 |
| 门槛值 | 9.030 | 9.291 | 9.030 | 8.929 |
| | 9.975 | 9.976 | 9.976 | 9.975 |
| L. lnrtech_1 | 0.121 6* | 0.103* | 0.081 2 | 0.1737* |
| | (0.097) | (0.030) | (0.132) | (0.056) |
| L. lnrtech_2 | 0.168** | 0.154* | 0.128* | 0.235** |
| | (0.002) | (0.041) | (0.017) | (0.002) |
| L. lnrtech_3 | 0.27* | 0.27*** | 0.2196** | 0.351* |
| | (0.014) | (0.001) | (0.007) | (0.058) |
| 其它变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| F | 68.89 | 154.1 | 81.72 | 26.67 |
| $R^2$ | 0.916 | 0.922 | 0.910 | 0.712 |

**表 6(b) 门槛回归结果－R&D 人员全时当量**

| 门槛变量 | R&D 人员全时当量 | | | |
|---|---|---|---|---|
| 因变量 | 专利总量 | 发明专利 | 实用新型专利 | 外观设计专利 |
| 门槛值 | 10.255 | 10.871 | 10.233 | 10.981 |
| | 12.858 | 11.515 | 10.858 | 11.248 |
| | | | 11.877 | |
| L. lnrtech_1 | 0.1437 | 0.1712 | 0.0760* | 0.232** |
| | (0.179) | (0.254) | (0.026) | (0.008) |
| L. lnrtech_2 | 0.206*** | 0.212** | 0.172*** | 0.363*** |
| | (0.000) | (0.006) | (0.000) | (0.000) |
| L. lnrtech_3 | 0.272 4* | 0.251 4* | 0.252 6** | 0.278 9* |
| | (0.046) | (0.092) | (0.003) | (0.012) |
| L. lnrtech_4 | | | 0.248 6* | |
| | | | (0.056) | |
| 其它变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| F | 92.15 | 88.64 | 116.9 | 25.460 |
| $R^2$ | 0.922 | 0.928 | 0.924 | 0.717 |

**表 6(c) 门槛回归结果－知识产权保护力度**

| 门槛变量 | 知识产权保护力度 | | | |
|---|---|---|---|---|
| 因变量 | 专利总量 | 发明专利 | 实用新型专利 | 外观设计专利 |
| 门槛值 | 0.491 | 0.491 | 0.490 | 0.490 |
| | 0.523 | 0.555 | 0.579 | 0.524 |
| L. lnrtech_1 | 0.183 5* | 0.175 3* | 0.166 1 | －0.119** |
| | (0.041) | (0.019) | (0.360) | (0.001) |
| L. lnrtech_2 | 0.237*** | 0.236*** | 0.185** | 0.306*** |
| | (0.001) | (0.001) | (0.003) | (0.000) |
| L. lnrtech_3 | 0.206 9 | 0.176 5* | 0.178 78 | －0.063 2* |
| | (0.218) | (0.011) | (0.694) | (0.076) |
| 其它变量 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| F | 80.12 | 87.84 | 299.0 | 30.39 |
| $R^2$ | 0.919 | 0.931 | 0.916 | 0.709 |

说明：分段 1、2、3、4 是按门槛值依次排列的，小于第一个门槛值为分段 1，以此类推

其次，R&D 人员全时当量在跨越第一个门槛后，技术市场对创新产生显著正向影响，在跨越第二个门槛后，技术市场的边际产出增加，证明在研发人力资本投入较低时，技术市场由于缺少足够人力难以形成创新激励机制。只有跨越该门槛后，技术市场才能有效促进专利产出。因此，尽管人力资本投入的增加不能直接显著影响技术创新，但科研人才在技术市场中的作用表明值得投入更多的科研人力资本。

最后，当知识产权保护力度的对数位于两个门槛之间时，技术市场对创新的边际产出最高，过高和过低的知识产权保护都会降低技术市场对创新的边际产出，这与庄子银[24]的结论一致，故有必要将知识产权保护控制在一个恰当范围内。根据本文回归结果，要充分发挥技术市场对创新的促进作用，知识产权保护力度对数值的最佳范围为 0.490～0.579。

## 6 技术市场发展对创新的贡献率

本研究尝试通过估算技术市场成交额对各类专利增长的贡献率，将技术市场发展对创新的推动作用予以量化。为简洁起见，将回归模型转化为以下形式：

$$lnY_t = \beta_0 + \beta_1 lnT_{t-1} + \beta_2 lnK_t + \beta_3 lnL_t + \beta_4 lnB_t + \beta lnZ_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中，Y 是创新变量，T 是技术市场成交额（和上述回归一样，为了避免内生性，将技术市场成交额滞后一期），K 是物质资本投入，L 是人力资本投入，B 是制度因素，Z 是影响创新的其它因素，β 为弹性系数。

将式(5)作微分，得到：

$$\frac{\Delta Y_t}{Y_t}=\beta_1\frac{\Delta T_{t-1}}{T_{t-1}}+\beta_2\frac{\Delta K_t}{K_t}+\beta_3\frac{\Delta L_t}{L_t}+\beta_4\frac{\Delta B_t}{B_t}+\beta\frac{\Delta Z_t}{Z_t}+\varepsilon_t \tag{6}$$

$\beta_1$ 是技术市场成交额对创新变量的弹性影响系数，反映为在控制其它影响因素后，技术市场成交额每增加 1%，会引起创新变量增加 $\beta_1$%。因此，在一段时间内，技术市场成交额增加 $\Delta T/T$，会引起创新变量增加 $\beta_1 * \Delta T/T$，说明该时段技术创新实际增加的 $\Delta Y/Y$ 中，技术市场的贡献率为：

$$\beta_1\frac{\Delta T_{t-1}/T_{t-1}}{\Delta Y_t/Y_t}\times 100\% \tag{7}$$

式(7)即为技术市场发展对创新贡献率的计算公式。

### 6.1　不同区域技术市场和各类专利年均增长率

如上所述，技术市场对创新的影响存在一定门槛效应，由于各地区研发环境的差异性，技术市场对创新的贡献率不同。根据物质资本对发明专利的两个影响门槛，利用 2015 年实际 GDP 的对数，将各省、自治区、直辖市分别归类为欠发达区域、中等发达区域和发达区域。其中，欠发达区域包括：吉林、山西、云南、海南；中等发达区域包括：黑龙江、辽宁、天津、内蒙古、陕西、安徽、江西、福建、湖北、湖南、重庆、广西；发达区域包括：北京、河北、河南、上海、山东、江苏、浙江、广东、四川。由于单一年份数据受偶然因素的影响较大，故选取近 5 年数据进行计算，据此计算不同区域技术市场成交额和各类专利的年均增长率，以保证结论的可靠性和时效性。由于回归中使用技术市场成交额的一期滞后项，因此计算年均增长率时同样使用一期滞后项。

### 6.2　技术市场对各类专利的贡献率

根据式(6)，对其余变量 Z 进行优化有助于提高贡献率计算的准确性。结合表 6 的稳健性检验结果，对模型重新进行回归，并对欠发达区域、中等发达区域以及发达区域分别回归，回归结果见表 7。为节约篇幅，只报告技术市场成交额的回归系数（即）及其检验 p 值。

**表 7　技术市场成交额对各类专利的回归系数**

| 数据范围 | 专利总量 | 发明专利 | 实用新型专利 | 外观设计专利 |
|---|---|---|---|---|
| 所有区域 | 0.223*** | 0.254*** | 0.179*** | 0.099 |
| | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.416) |
| 欠发达区域 | 0.082* | 0.092* | 0.102* | 0.176* |
| | (0.077) | (0.095) | (0.062) | (0.022) |
| 中等发达区域 | 0.238*** | 0.252*** | 0.246*** | 0.253*** |
| | (0.000) | (0.000) | (0.000) | (0.000) |
| 发达区域 | 0.131* | 0.377*** | 0.063* | −0.343** |
| | (0.025) | (0.000) | (0.064) | (0.004) |

通过表 7 和式(7)，求出技术市场成交额对各类专利的贡献率，见表 8。考虑到本文忽略了外观设计专利的部分影响因素，导致回归模型不够完善，因此不报告技术市场对外观设计专利的贡献结果。

表 8 显示，在控制所有可能影响因素后，技术市场对专利增长的贡献率超过 10%。具体而言，2002－2015 年所有区域专利总量每增长一个百分点，技术市场贡献率为 16.72%，其中，对发明专利和实用新型专利的贡献率分别为 14.71%与 13.60%，低于对专利总量的贡献。近 5 年技术市场贡献率有所提升，对专利总量、发明专利和实用新型专利的贡献率分别为 26.72%、19.24%、18.11%，对核心分项的贡献依然低于对专利总量的贡献。

**表 8　技术市场成交额对各类专利的贡献率**　　(%)

| 数据范围 | 专利总量 | 发明专利 | 实用新型专利 |
|---|---|---|---|
| 所有区域 | 16.72 | 14.71 | 13.60 |
| 近 5 年所有区域 | 26.72 | 19.24 | 18.11 |
| 近 5 年欠发达区域 | 11.96 | 13.69 | 11.08 |
| 近 5 年中等发达区域 | 33.54 | 24.06 | 36.00 |
| 近 5 年发达区域 | 14.18 | 24.45 | 5.15 |

分区域看，近 5 年技术市场对欠发达区域、中等发达区域和发达区域的专利总量增长贡献率分别为 11.96%、33.54%、14.18%。其中，对欠发达区域的贡献率最低，说明技术市场对区域创新作用的发挥离不开完善的研发环境；对中等发达区域的贡献率最大，这主要通过实用新型专利的贡献拉动；在发达区域，技术市场对发明专利增长的贡献率最大，达 24.45%，对实用新型专利增长的贡献率仅为 5%，说明发达区域的技术市场更加注重高质量创新驱动，而对低质量创新的贡献趋于减弱。这也应该成为欠发达区域和中等发达区域技术市场的发展目标。

## 7　结论与政策建议

### 7.1　基本结论

首先，在控制了物质资本、人力资本、制度、R&D 投入、FDI、对外贸易、市场化程度等各种影响因素后，技术市场始终对创新具有显著影响，且对技术含量最高的发明专利影响弹性最大。

其次，研发物质资本和人力资本对技术市场存在两个门槛，跨越每个门槛，都将引起技术市场边际创新产出的增加；当人力资本投入过低时，技术市场对创新的影响不显著。

再次，知识产权保护力度存在一个最优范围，在该范围内技术市场促进创新的效果最佳；知识产权保护强度过高或过低，技术市场促进创新的弹性均趋于降低。

最后，从技术市场发展对创新的贡献率来看，近 5 年技术市场对专利总量、发明专利、实用新型专利的贡献率分别为 26.72%、19.24%、18.11%。分区域看，技术市场对欠发达区域、中等发达区域和发达区域专利总量增长的贡献率分别为 11.96%、33.54%、14.18%，但是只有发达区域技术市场对发明专利的贡献高于对专利总量的贡献。

### 7.2 政策建议

(1)高效的技术市场培育十分必要。技术市场对创新尤其是高质量创新具有强大推动力,且区域技术市场越发达,对高质量创新驱动的作用越强。目前,虽然我国技术市场快速发展,但依然存在区域发展不均衡、价格机制不完善、高素质技术中介人才不足等问题。政府应当致力于提升技术交易对科研单位和企业的吸引力,尤其是目前技术市场欠发达地区,要通过健全相关政策法规、政府合同、税收抵免、信贷扶持等方式,推动各相关单位积极参与技术市场交易。同时,借鉴美欧国家的经验,建立完善的技术评估机制,培育技术评估中介机构,降低技术市场交易成本。

(2)良好区域研发环境的培育,对技术市场功能的发挥有着重要作用。除了加大研发物质资本投入之外,高质量的科技人才资源也是不可缺少的,需要实施更多更有效的高技术人才激励政策,建立健全产学研联络机制,加强科技人才对企业的服务,做好科技成果转化工作,提高 R&D 人力资本投入的边际收益。

(3)对于已经处于最优知识产权保护水平的地区,政府需要把更多精力放在维护技术市场秩序、发展技术中介机构、加强相关机构交流等方面;而对那些尚未达到最优知识产权保护水平的地区,则应该通过完善知识产权保护政策法规、提高执法水平、打击技术侵权、净化市场环境等,加大知识产权保护力度。

(4)进一步强化技术市场对高质量创新的驱动应该成为今后的政策导向。技术市场发展的最终目标是实现高质量创新,推动大量高新技术成果的产生、转化和应用,该目标的实现在欠发达区域和中等发达区域依然任重道远。可以通过对发明专利交易提供更多的信贷、税收优惠,大力实施高端技术人才培养和引进等各种措施,在全国范围内形成技术市场促进高质量创新的良好社会氛围。

**参考文献:**


[1] 谭开明,魏世红.技术市场与技术创新互动发展的机理分析[J].科技与管理,2009,11(3):37-40.

[2] HAUKNES J. Services in innovation-innovation in services [J]. Step Report,2004,1(1):82.

[3] KAUFMANN A,TÖDTLING F. Science-industry interaction in the process of innovation: the importance of boundary-crossing between systems[J]. Research Policy,2001,30(5):791-804.

[4] GRANSTRAND O,HÅKANSON L,SJÖLANDER S. Technology management and international business: internationalization of R&D and technology[J]. Research Policy,1992(5):1-254.

[5] SCHMOOKLER J. Invention and economic growth[J]. Economic History Review,1966,20(1):135.

[6] BAARK E. Technology and entrepreneurship in China: commercialization reforms in the science and technology sector[J]. Review of Policy Research,2010,18(1):112-129.

[7] CHATTERJI A K,FABRIZIO K R. Does the market for ideas influence the rate and direction of innovative activity? evidence from the medical device industry[J]. Strategic Management Journal,2016,37(3):447-465.

[8] SERRANO-DOMINGO G,CABRER-BORRÁS B. Direct and indirect knowledge spillovers and industrial productivity [J]. Industry & Innovation,2017,24(2):1-25.

[9] LAKSHMAN C,RAJEEV K,ATANU A. Proactive market orientation and innovation in India: the moderating role of intrafirm causal ambiguity[J]. Journal of Management & Organization,2017,23(1):116-135.

[10] 刘和东.中国技术市场与自主创新关系的实证研究[J].科学学研究,2006,24(6):974-978.

[11] 金为民.我国技术市场的发展与经济增长的协整分析[J].科学学与科学技术管理,2009,30(4):73-76.

[12] 周琼琼,华青松.政府及市场行为对科技资源配置与技术创新能力影响的实证研究[J].科技进步与对策,2015(15):14-19.

[13] 王怀祖,彭志强.中国省际技术引进与省域自主创新能力关系研究[J].管理现代化,2017,37(4):39-43.

[14] 胡凯,吴清,胡毓敏.知识产权保护的技术创新效应——基于技术交易市场视角和省级面板数据的实证分析[J].财经研究,2012(8):15-25.

[15] 许水平,尹继东.区域技术市场发展对创新能力的影响--基于 2000-2011 年省际面板数据分位数回归[J].科技管理研究,2014,322(24):1-6.

[16] 赵志娟,李建琴.技术市场对区域创新能力的影响研究[J].科技管理研究,2015,330(8):62-65.

[17] 吴超鹏,唐菂.知识产权保护执法力度、技术创新与企业绩效——来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2016(11):125-139.

[18] 何小洲,何优军.官产学合作对社会资本与技术创新的中介效应研究[J].科技进步与对策,2016,33(21):11-15.

[19] 林进智,郑伟民.FDI 促进内资技术创新产生溢出效应的实证研究[J].科研管理,2013,34(11):27-35.

[20] 王惠,卞艺杰,王树乔,等.地理禀赋、对外贸易与工业技术创新效率——基于面板分位数的经验分析[J].管理评论,2017,29(3):40-48.

[21] 周兴,张鹏.市场化进程对技术进步与创新的影响——基于中国省级面板数据的实证分析[J].上海经济研究,2014(2):71-81.

[22] 李恒毅.技术创新生态系统协同发展研究[D].长沙:中南大学,2014.

[23] 张战仁.研发产业发展的环境基础及在我国的区域选择研究[C].“产业集群、区域创新与区域治理”学术研讨会,2010.

[24] 庄子银.知识产权、市场结构、模仿和创新[J].经济研究,2009(11):95-104.


(责任编辑:胡俊健)